



Munich Personal RePEc Archive

**Terms of trade, trade balance and
economic performance : examination of
the Harberger -Laursen - Metzler effect
in the Democratic Republic of Congo**

Mupu Mamputu, Élie

Université de Kinshasa (UNIKIN)

January 2020

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/99342/>
MPRA Paper No. 99342, posted 29 Mar 2020 07:17 UTC

Termes de l'échange, balance commerciale et performances économiques : Examen de l'effet Harberger - Laursen - Metzler en République Démocratique du Congo *

Elie MUPU MAMPUTU[†]

Janvier 2020

Résumé

L'objectif principal de cette étude est d'examiner le lien existant entre les termes de l'échange et la balance commerciale d'une part, et le lien entre les termes de l'échange et les performances économiques d'autre part. Pour répondre à cette question, ce papier estime un modèle de vecteur autorégressif bivarié (VAR bivarié) et applique le test de causalité de Granger (1969) sur l'économie congolaise pour examiner le lien entre termes de l'échange, balance commerciale et performances économiques durant la période 1994-2017.

Les résultats d'estimation, de causalité, et des réponses impulsionnelles prédisent, d'une part, une relation négative et statistiquement non significative, et une causalité bidirectionnelle (effet feedback) entre termes de l'échange et balance commerciale et d'autre part, un impact positif, et une causalité unidirectionnelle des chocs des termes de l'échange sur les performances économiques. Par ailleurs, ces résultats arrivent à préciser le débat sur l'effet Harberger - Laursen - Metzler (HLM) en République Démocratique du Congo.

Mots-clés : Termes de l'échange, balance commerciale, performance économique, effet HLM, RDC.

Classification JEL : C3, F32, F41

Abstract

The main objective of this study is to examine the link between terms of trade and trade balance on the one hand, and terms of trade and economic performance on the other. To answer this question, this paper estimates a VAR model and applies the Granger (1969) causality test to examine these links above during the period 1994-2017. the estimation, causality and impulse response results predict, on the one hand, a negative and statistically insignificant relationship, and a two-way causality between terms of trade and trade balance and, on the other hand, a positive impact, and unidirectional causality of terms of trade shocks on economic performance. Moreover, these results manage to clarify the debate on the HLM effect in the Democratic Republic of Congo.

*Je remercie Jean-Paul K. TSASA Ph.D candidate et chargé des cours à l'Université du Québec pour ses critiques et commentaires à la version préliminaire de ce papier ainsi que pour la passion de la recherche qu'il ne cesse de nous transmettre à travers ses nombreuses publications, ses encouragements, son encadrement, et son souci de nous voir briller et d'exceller dans la recherche. Je remercie également l'assistant Jonas KIBALA KUMA superviseur et analyste des indicateurs macroprudentiels à la Banque Centrale du Congo pour son aide inéluctable à la réalisation de ce projet. Enfin, merci au Docteur Arsène KENGDO NJAMEN de l'Université DSCHANG au Cameroun et aux collègues Gentil ISHARA, Ben KWELA et Gabriel MIDAGU pour leurs commentaires et aides pour ce projet. Les éventuelles opinions ou fautes contenues dans ce papier n'engagent que son auteur.

[†]Correspondance : Université de Kinshasa (UNIKIN). Tél. : +243 811 993 845. E-mail : emupumamputu@gmail.com. Au moment où cet article est rédigé, l'auteur est étudiant en licence 2 Economie mathématique à l'Université de Kinshasa, RDC, chercheur au CER3 et aspirant-chercheur au CREQ et au LAREQ.

Keywords : terms of trade, trade balance, economic performance, HLM effect, DRC.

JEL Classification : C3, F32, F41

Introduction

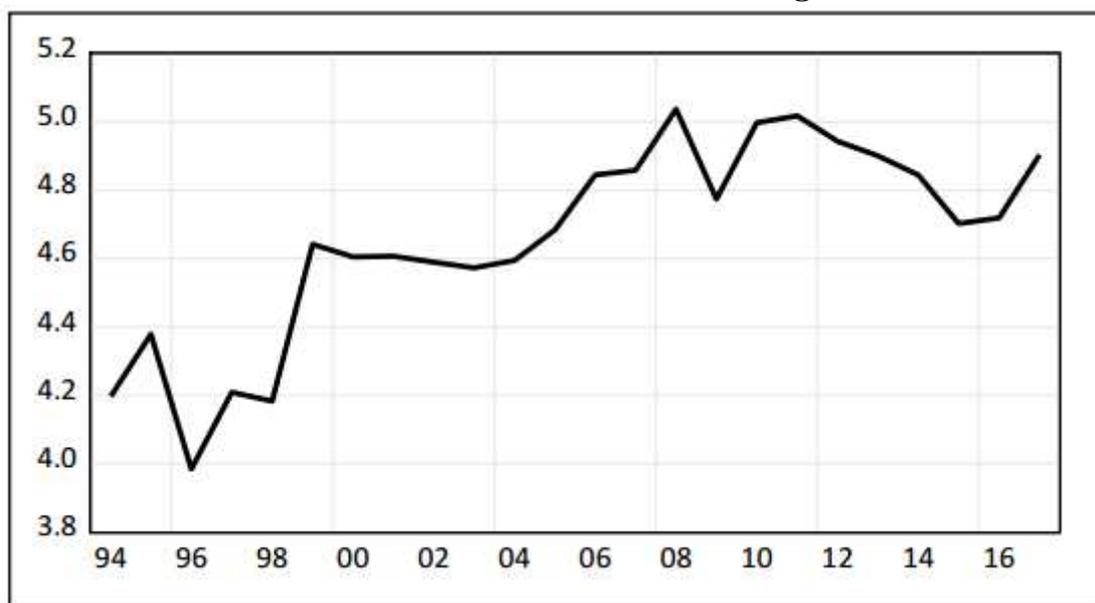
Les termes de l'échange constituent une variable importante tant du point de vue économique que du point de vue social, ils constituent l'une de principales sources de changement du niveau de vie dans les pays en développement. Ils désignent le pouvoir d'achat de biens et services importés qu'un pays détient grâce à ses exportations, c'est-à-dire la quantité d'importations que chaque exportation peut acheter (Kabuya et Tsasa, 2018). L'indice des termes de l'échange le plus courant mesure le rapport entre les prix des exportations (P_t^X) et les prix des importations (P_t^M) :

$$T_t^c = P_t^X / P_t^M$$

Lorsque les termes de l'échange augmentent, les nationaux peuvent transformer leurs exportations en un plus grand nombre d'importations, ce qui augmente, effectivement, les revenus réels et stimule les dépenses domestiques. Inversement, une diminution de l'indice correspond à une dégradation des termes de l'échange.

En RDC, entre 1994 - 2017, l'indice des termes de l'échange est passé d'environ 65,5 à 134,8 soit une augmentation de près de 49%. Une illustration de l'évolution de cette variable est fournie par la figure 1.

Figure 1.
Evolution des termes de l'échange



Depuis près d'un demi-siècle, les chercheurs s'intéressent davantage aux incidences économiques et sociales de la hausse ou de la baisse des termes de l'échange sur la balance commerciale ou sur le bien-être. Sur ce point, un consensus a émergé de la littérature jusqu'à nos jours. Par exemple, les travaux pionniers de [Arnold Harberger (1950) et Laursen - Metzler (1950)] et d'autres études qui ont suivi [Obstfeld (1982), Svensson - Razin (1983) et Persson - Svensson (1985), Backus et al. (1992, 1994), Mendoza (1992, 1995) et G. Otto (2003)] trouvent qu'il existe une corrélation positive entre termes de l'échange et balance commerciale. Même si peu d'études comme celle de Sachs (1981) prouvent que dans le modèle standard d'une petite économie ouverte sur deux périodes, les modifications permanentes des termes de l'échange n'ont aucun effet sur la balance commerciale.

La plupart des pays en développement sont aussi ceux qui subissent le plus les chocs émanant de termes d'échange et cela à cause de leur dépendance à l'exportation des produits de base. De ce fait, Varangis et al. (1995) soulignent que les pays tributaires des produits de base subissent souvent de graves revers en matière de termes de l'échange ce qui nuit du même coup à leur croissance économique à long terme et à l'investissement.

Selon [Prébisich et Singer (1965)], les pays en développement exportateurs des produits de base connaissent une tendance à la baisse des prix de leurs produits destinés à l'exportation, parce qu'il n'ont pas le monopole dans la fixation des prix de biens sur le marché international¹. En République Démocratique du Congo, cette hypothèse se vérifie en ce sens que la RDC exporte plus les produits miniers à l'occurrence du cuivre et du cobalt. Il a été constaté que vers les années 2013 et 2014, le cours du cuivre est passé de 7329,5 à 6859,9 USD, de 2014 à 2015 ce fut de 6859,9 à 5509,0 USD et de 2015 à 2016 le cours du cuivre était passé de 5509,0 à 4861,8 USD². Par ailleurs, les activités d'extraction des métaux non ferreux se sont bien comportées depuis 2008, son indice d'activité est passé de 51,3 en 2008 à 138,4 en 2017, ce qui explique en grande partie l'augmentation des termes de l'échange.

Ainsi, dans ce papier nous nous proposons de fournir des nouvelles preuves des liens empiriques entre les chocs des termes de l'échange, la balance commerciale et les performances économiques dans une petite économie fortement extravertie et dollarisée comme celle de la RDC³. Au mieux de notre connaissance, cette étude n'a pas encore été documentée pour le cas de la RDC dans la littérature économique consacrée à l'étude des interactions entre termes de l'échange, balance commerciale et performances économiques.

Douglas (1994) énonce que le concept de performances économiques est très plurivoque. Dans cette étude comme dans celle de Tsasa (2018), nous l'approximerons par la dynamique du PIB réel. Cette approximation a fait l'Object de nombreuses études depuis le début des années 2000, notamment [Collier (2000), Mukand - Rodrik (2005)]

Pierre Jacquet et al. (2018) montre que l'augmentation des termes de l'échange sont des déterminants importants de la croissance de long terme des pays en développement riches en ressources naturelles.

Dans la littérature, plusieurs études comme celles de [Eicher et al. (2006), Almukhtar Al-Abri (2013) et Zahid - Anwar (2017)] soutiennent également que les variations des termes de l'échange entraînent les variations du taux d'inflation, du taux de change réel et même de la dette procyclique.

En se basant sur la base des données de la Banque Mondiale et les statistiques fournies par l'Université Sherbrooke, ce papier se propose d'examiner à partir de deux modèles VAR, le mécanisme de transmission des chocs des termes de l'échange sur la balance commerciale et sur les performances économiques pour la période 1994 - 2017 dans le cas d'un pays moins avancés (PMA)⁴ comme la République Démocratique du Congo étant donné que [Harberger (1950), Laursen - Metzler (1950)] montrent que la relation positive entre les termes de l'échange et la balance commerciale repose sur leur utilisation de la fonction de consommation keynésienne

1. Les chocs de prix à l'exportation de produits de base sont parfois traités différemment des chocs des termes de l'échange. Cette distinction peut avoir un sens ou non et peut également dépendre de la taille de l'économie, de l'importance du secteur des produits de base, du rapprochement des prix à l'importation et à l'exportation etc. Pour notre cas, les deux définitions sont assez similaires puisque les termes de l'échange de la RDC sont fortement corrélés aux prix des matières premières.

2. Rapport annuel BCC 2017

3. Kabeya Tshikuku (2012, p. 142)

4. En 2016, la RDC fait encore partie de la liste de 47 pays moins avancés de l'Organisation des Nations unies. Elle a été classée respectivement sixième et vingt-unième pays le plus corrompu d'Afrique en 2008 et 2014 (Tsasa, 2018)

c'est-à-dire l'amélioration des termes de l'échange augmente le revenu national réel du pays ou encore la production nationale mesurée en termes de biens importables ou en termes de consommation réelle.

Il faut noter que le modèle de vecteur autorégressif a pour objectif d'explorer les schémas généraux et la dynamique des données dans notre cadre d'investigation considéré dans ce papier. Nous analysons ici des questions telles que : Comment réagit la balance commerciale face aux chocs des termes de l'échange ? Cette réaction vérifie-t-elle l'effet HLM ? Quel est l'impact d'un choc des termes de l'échange sur les performances économiques en RDC ?

Hormis l'introduction et la conclusion, notre papier s'organise autour de quatre sections. La première section passe en revue la littérature relative aux interactions entre termes de l'échange, balance commerciale et performances économiques. Dans la deuxième section, il sera question de spécifier le modèle et de préciser la technique d'estimation retenue pour l'analyse empirique. La troisième section présente les estimations du modèle d'analyse. Enfin, la quatrième section se consacre à la présentation, interprétation et discussion des résultats de l'analyse dynamique du VAR. Le traitement des données utilisées pour l'analyse économétrique est présenté en annexe.

1 Revue de la littérature

Cette section s'intéresse aux travaux théoriques et empiriques en rapport avec l'effet Harberger - Laursen - Metzler (HLM) et aux performances économiques.

1.1 Effet Harberger - Laursen - Metzler

Le lien entre termes de l'échange, balance commerciale et certaines variables macroéconomiques d'intérêt a fait l'objet de plusieurs travaux théoriques et empiriques. L'un des travaux les plus connus est celui d'Arnold Harberger (1950).

En effet, vers les années 1950, les travaux de [Arnold Harberger (1950) et de Laursen - Metzler (1950)] ont montré qu'un changement exogène des termes de l'échange aurait des effets dynamiques sur la balance commerciale. Il a été calculé pour la première fois à l'aide de modèles revenus-dépenses.

Reposant sur leur utilisation de la fonction de consommation keynésienne, Selon leur étude, l'amélioration des termes de l'échange augmente le revenu national réel du pays c'est-à-dire la production nationale mesurée en termes des biens importables ou en termes de consommation réelle. Cependant, avec une propension marginale à consommer moins que l'unité à court terme, on observe une augmentation moins que proportionnelle des dépenses de consommation. En conséquence, le niveau de l'épargne privée augmente et toute chose restante égale par ailleurs, ce qui entraîne une amélioration de la balance commerciale du pays.

Vers les années 1970, [Rudiger Dornbusch - Paul Krugman (1976)] par leurs études empiriques ont constaté en général qu'une dégradation des termes de l'échange s'accompagne dans un premier temps d'une dégradation du solde de la balance commerciale, puis dans un second temps d'une amélioration du solde ; cette évolution en deux temps est connu sous le nom de "courbe en J"⁵.

La présence d'un effet HLM était reprise dans un cadre d'optimisation inter-temporelle vers les

5. L'effet de courbe en J désigne une situation dans laquelle une dévaluation de la monnaie (dans le cas d'un régime de taux de change fixe) ou une dépréciation (dans le cas d'un régime de taux de change flexible) aggrave initialement la balance commerciale d'un pays avant de l'améliorer (Zahid et Anwar, 2017). L'effet de courbe en J a été étudié initialement par Junz et Rhomberg (1973), Magee (1973), ensuite par Bahmani-Oskooee (1985) et Maede(1988).

années 1980. Ce cadre d'optimisation inter-temporelle a établi les fondements microéconomiques de l'effet HLM et a clarifié les conditions dans lesquelles il existe. Un des volets de cette littérature utilise des modèles de prévision parfaite. Une des principales conclusions de cette littérature est que la réaction simultanée de la balance commerciale à un choc des termes de l'échange dépend de la persistance du choc.

Le modèle de prévision parfaite d'optimisation inter-temporelle décrit une petite économie ouverte qui produit et consomme des biens échangeables (importables) et non échangeables. L'économie considérée est une économie de dotation, on ne s'intéresse donc pas à la formation du capital. Les hypothèses sur l'environnement économique sont telles que les prévisions des agents sont parfaites, c'est-à-dire qu'ils disposent d'informations complètes et font des transactions sur des marchés parfaits (au sens où il y a intégration des marchés des biens et des capitaux).

Sachs (1981) montre que dans le modèle standard d'une petite économie ouverte sur deux périodes, les modifications permanentes des termes d'échange n'ont aucun effet sur la balance commerciale. Ensuite, des travaux pionniers de [Obstfeld (1982), Svensson - Razin (1983) et Persson - Svensson (1985)] se sont basés sur le développement des modèles intertemporels parfaitement prévisionnels du compte courant. La majeure partie de cette littérature a été consacrée à l'établissement des fondements microéconomiques de l'effet Harberger - Laursen - Metzler (HLM).

Vers les années 1990, plusieurs études se sont éloignées du cadre de prévision parfaite, dont [Backus et al. (1992, 1994) et Mendoza (1992, 1995)], ces auteurs ont analysés la relation entre les termes de l'échange et la balance commerciale à l'aide de modèles d'équilibre général dynamiques et stochastiques (DSGE).

Backus (1993) propose une analyse théorique des mouvements parallèles entre les termes de l'échange et la balance commerciale dans un monde incertain, mais dans lequel les marchés des créances accessoires sont complets. Dans le cadre à deux pays de Backus, les termes de l'échange et la balance commerciale sont déterminés de manière endogène. Toutefois, contrairement aux modèles de prévision parfaite, l'ampleur de la corrélation entre les termes de l'échange et la balance commerciale est indépendante de la dynamique des termes de l'échange.

G. Otto (2003) à travers un modèle VAR structurel a également fourni des preuves de l'existence d'un effet HLM conventionnel pour une majorité de 55 petites économies ouvertes. Il estime que l'effet immédiat d'un choc positif sur les termes de l'échange est une amélioration de la balance commerciale.

1.2 Performances économiques

Douglas (1994) énonce que le concept de performances économiques est très polysémique. En effet, la notion des performances économiques a été largement étudiée dans la littérature, qui distingue deux volets principaux. Le premier comprend certaines études comme celles de [Collier (2000), Mukand - Rodrik (2005), Olivier Simon (2010) et Tsasa (2018)] qui l'ont approximée au PIB réel.

Par exemple, pour Olivier Simon (2010) le PIB est un indicateur incontournable de la performance économique du fait de deux avantages principaux. Le premier est de s'inscrire dans un cadre comptable et statistique normalisé du point de vue international. Le deuxième est d'être un concept synthétique, largement reconnu et utilisé.

Collier (2000) de son côté a mené une étude des effets de la diversité ethnique sur les performances économiques. Il développe un modèle simple de l'effet de la diversité ethnique sur un problème de décision gouvernementale dans lequel il existe un compromis entre croissance et répartition, dans le contexte de la démocratie et de la dictature. Il utilise le PIB réel comme variable de performances économiques pour étudier les effets de la diversité ethnique sur la croissance.

Tsasa (2018) étudie le lien existant entre dépenses militaires et performances économiques dans le cas d'un pays moins avancé ayant subi une longue période des guerres civiles. Il approxime la notion des performances économiques au PIB réel pour tester l'effet des dépenses militaires, puis celui de la présence des guerres civiles sur ladite variable en RDC.

Le deuxième grand axe de cette littérature fait l'objet de nombreuses critiques [Arrow et al. (1995), Stiglitz - sen - Fitoussi (2009)]⁶

Pour Stiglitz et al. (2009) le PIB ne peut pas constituer l'unique indicateur des performances économiques et du progrès social, parce que d'une part, le PIB est un outil dont la mesure doit être perfectionnée. Il s'agit notamment de prendre mieux en compte le volume des services publics fournis par l'Etat (éducation, santé, etc.). D'autre part, des dimensions essentielles de la performance économique ne sont pas intégrées dans le PIB : l'amortissement du capital, le niveau de vie des ménages, les inégalités. Ces dimensions doivent être appréhendées à l'aide d'indicateurs spécifiques. La mesure du niveau de vie en particulier, doit s'effectuer en se plaçant du point de vue du ménage : seule cette perspective est à même de combler l'écart entre les mesures objectives et leur perception par les populations.

Au mieux de notre connaissance, malgré d'une part, cette amélioration des termes d'échange depuis 2002 provenant de l'augmentation des prix des exportations (Diwambuena et al. 2019), et d'autre part, le taux de croissance du PIB réel considérable qu'a connu la RDC durant la période du gouvernement Matata, nous n'avons trouvé aucune analyse quantitative consacrée exclusivement à l'étude du lien termes de l'échange et performances économiques par le canal de la balance commerciale. C'est donc dans cette perspective que ce papier se propose de documenter, suivant une approche quantitative, le lien entre termes de l'échange, balance commerciale et performances économiques en RDC durant la période 1994 - 2017.

2 Méthodologie empirique, sources et traitement des données

A l'effet d'adresser quantitativement la question de l'effet des chocs des termes de l'échange et celui de la balance commerciale sur les performances économiques en RDC, nous utilisons un modèle VAR standard multivarié.

Les modèles "Vector Autorégressive" (VAR) ont été introduits par Sims (1980) comme réponse à la critique des méthodes d'identification généralement utilisées dans les modèles économétriques traditionnels. La modélisation de ces modèles VAR consistera dans le cadre de cette analyse à modéliser les interactions existantes entre les variables stationnarisées par différence première, à partir de leur passé et celui des autres variables. Le modèle VAR s'exprime comme suit :

Forme primitive :

$$AY_t = \lambda + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

6. Selon Tsasa (2018), plusieurs études en économie l'utilisent encore pour des fins d'analyse quantitative [Maddison (1987, 2006), Easterly (1997), Collier - Hoeffler (2004), Malizard (2014)].

Et l'on obtient la forme réduite si l'on multiplie les deux membres par "A⁻¹", avec A : (matrice carré, et donc inversible), ce qui donne ;

$$Y_t = A^{-1}\lambda + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i Y_{t-i} + A^{-1}u_t \quad (2)$$

Pour généraliser la relation (2), soit la forme réduite, on peut l'écrire comme ceci :

$$Y_t = C_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

Avec, $C_0 = A^{-1}\lambda$ qui dénote un vecteur (n x 1), Y_t est un vecteur de variable endogène (n x 1), $\varphi = A^{-1}B_i$ est la matrice orthogonale des coefficients d'ordre (n x n) pour $i = 1, 2, \dots, K, \dots, P$; $e_t = A^{-1}u_t$ est un bruit blanc (n x 1).

2.1 Spécification du modèle et description des variables

Dans ce papier, nous essayons d'évaluer l'interaction entre termes de l'échange, balance commerciale et performances économiques en République Démocratique du Congo de 1994 à 2017. Dans le souci de mener une étude robuste, quatre variables ont été utilisées, à noter respectivement : les termes de l'échange (TE), la balance commerciale (BC), le produit intérieur brut réel (PIB), ainsi que le produit intérieur brut per capita (PIBH). Ceci nous conduit à spécifier le modèle de la manière suivante :

Soit $Y_t = f[BC_t, TE_t, PIB_t, PIBH_t]$ le vecteur de dimension (4 x 1), composé des variables stationnaires en niveau et en différence première.

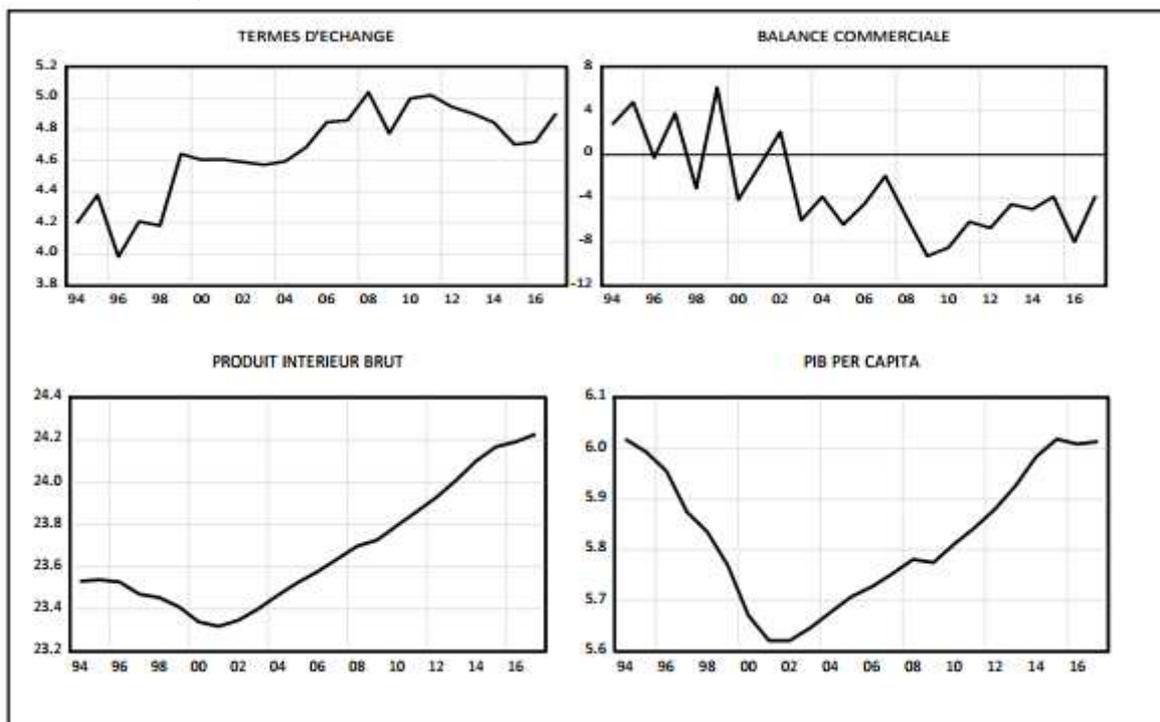
Pour effectuer notre analyse, nous allons considérer un modèle avec deux équations. Vu l'objectif de notre étude, le premier modèle a la balance commerciale (BC) comme variable dépendante et le second considère les performances du produit intérieur brut (PIB) comme variable dépendante. Formellement, ces deux modèles s'écrivent comme suit :

$$BC_t = C_1 + \pi_{11}BC_{t-1} + \pi_{12}TE_{t-1} + \pi_{13}PIB_{t-1} + \pi_{14}PIBH_{t-1} + u_{1t} \quad (4)$$

$$PIB_t = C_2 + \pi_{21}BC_{t-1} + \pi_{22}TE_{t-1} + \pi_{23}PIB_{t-1} + \pi_{24}PIBH_{t-1} + u_{2t} \quad (5)$$

Les résultats des estimations des équations (4) et (5) sont repris respectivement dans le tableau 4. Ici, on suppose uniformité des coefficients d'un individu à l'autre sauf pour le terme constant. Pour l'estimation de ce modèle, nous appliquerons la méthode Moindres Carrés Ordinaire, mais cela suppose que les erreurs sont homoscédastiques et indépendantes temporellement et individuellement.

Figure 2.
Dynamique des variables macroéconomiques en RDC



Les données utilisées dans cette étude proviennent de deux sources principales, à savoir, la base des données de la Banque Mondiale (WDI, 2018) et les statistiques fournies par l'Université Sherbrooke⁷. La multiplicité des sources de provenance a exigé une harmonisation de données avant leur utilisation. Les données collectées seront testées avant et après l'estimation du modèle d'analyse. C'est à ce juste titre que les tests de diagnostic concernant la stationnarité et la multicollinéarité de nos chroniques, ainsi que la normalité et l'autocorrélation des résidus seront systématiquement effectués.

La figure 2 illustre la dynamique des variables macroéconomiques en RDC pour la période 1994 - 2017. Toutes les variables sont exprimées en échelle logarithmique, hormis la balance commerciale (BC).

Alors que le produit intérieur brut et le PIB per capita exhibent une allure hyperbolique avec un creux en 2001, l'allure de la balance commerciale semble très irrégulière et décroissante durant la période avant 2016 et relativement plus régulière et croissante durant la période post 2016. L'allure de la variable termes de l'échange exhibe une tendance croissante après 1999.

2.2 Analyse de la stationnarité

Dans ce premier point, il nous fallait d'abord passer par l'analyse de la stationnarité de chaque variable retenue dans cette étude étant donné que le modèle VAR ne s'applique qu'aux séries temporelles stationnaires, c'est-à-dire chacune des variables du modèle doit être stationnaire par rapport à la moyenne et à la variance. En d'autres termes, une série stationnaire est donc celle pour laquelle la moyenne et la variance oscillent autour des fluctuations d'amplitude constante.

Formellement, une série X_t est dite stationnaire si et seulement si :

$\forall_t, \mathbb{E}(X_t) = \mathbb{E}(X_{t+m}) = \mu$: la moyenne est constante et indépendante à travers le temps.

$Var(X_t) = \sigma^2 < \infty$: la variance est finie et indépendante du temps.

⁷. www.usherbrooke.ca

Pour faire le test de stationnarité, nous avons fait recours au test de Dickey - Fuller Augmenté (ADF) qui permet de prendre en compte l'autocorrélation des erreurs de la série différenciée via une correction utilisant ses valeurs retardées. Trois modèles sont distingués dans ce test :

- Modèle sans constante ni tendance déterministe :

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

- Modèle avec constante sans tendance déterministe :

$$\Delta Y_t = \phi_o + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

- Modèle avec constante et tendance déterministe :

$$\Delta Y_t = \phi_o + \phi_1 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Avec, ΔY_t qui dénote la variation en Y à la période t, Y est la variable dépendante à la période t (dont on teste la stationnarité); ϕ_o , ϕ_1 , et γ_j sont les paramètres à estimer et ε_t le terme d'erreur.

2.3 Estimation d'un VAR

Soit la variable Y_t dont on dispose T observations. Soit un modèle VAR(p), régression multivariée de Y sur H, écrits sous forme agrégée comme suit :

$$\underbrace{X}_{[T,n]} = \underbrace{H}_{[T,1+np]} \underbrace{A}_{[1+np,n]} + \underbrace{U}_{[T,n]} \quad (9)$$

Avec : $H = [1, Y_p^{T-1}, \dots, Y_1^{T-p}]$; $X = Y_{p+1}^T$; $U = u_{p+1}^T$ et $A = [a_1, \dots, a_n]$: Vecteurs des coefficients (la constante aussi) associés à chaque équation du VAR. Par souci de simplification, l'on a pris "T" pour "T - p" dans la relation (9)

La relation (9) peut être estimée par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO). En appliquant les MCO, on trouve l'estimateur :

$$\hat{A} = (H'H)^{-1} H'X \quad (10)$$

2.4 Analyse de la dynamique VAR

2.4.1 Analyse des fonctions des réponses impulsionnelles

Les résultats de causalité orientent l'analyse des réponses impulsionnelles, celle-ci consistant à observer la réaction des autres variables du modèle à la suite des variations (chocs) sur une variable (innovation) du système [Kibala, 2018].

En considérant notre VAR(1) :

$$Y_t = c_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + u_t$$

Et que l'on admet une variation au temps "t=0", l'on notera : u_0 (le choc) et $u_q = 0$ (q = 1 ... t) : absence de chocs. Dans cette logique, l'on vérifiera que :

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Autemps } 0 : Y_0 = u_0 \\ \text{Autemps } 1 : Y_1 = \varphi y_0 \\ \text{Autemps } 2 : Y_2 = \varphi y_1 = \varphi^2 y_0 \\ \quad \quad \quad \vdots \\ \text{Autemps } t : Y_t = \varphi^t y_0 \end{array} \right.$$

Si le choc "u₀" porte sur la première variable, l'on aura : u'_t = (1, 0, ..., 0). la première colonne de φ^t traduira les effets du choc donné à la première variable sur le système au bout de t périodes. La fonction de réponses impulsionnelles sera constituée d'une série des réactions du système à un choc individuel sur les innovations du modèle. Ces réactions sont données par le coefficient "C_k" calculé comme suit :

$$C_k = \frac{\delta Y_{t+k}}{\delta u'_t}$$

Avec : Y_k = C(L)u_t; C(L) = (I - AL)⁻¹ et C(1) : effet total. Les colonnes de "C" sont souvent normalisées par l'écart-type de "u_t"

Si l'on admet la décomposition de la matrice de variance - covariance Σ en : Σ = QQ', MA(∞) peut s'écrire :

$$Y_t = \eta + C(L)u_t = \eta + \sum_{q=0}^{\infty} C_q Q Q^{-1} u_{t-q} = \sum_{q=0}^{\infty} \phi_q e_{t-q} \quad (11)$$

Où : φ_q = C_qQ dénote les effets sur le système d'un choc indépendant et normalisé sur l'erreur d'une variable au bout de t période; et e_t = Q⁻¹u_t dénote la matrice de variance - covariance des "u_t" est identité.

Tableau 1.
Test de racine unitaire

Variable	Test de Dickey-Fuller Augmenté		
	Niveau	Ordre d'intégration	Stationnarisation
BC	Stationnaire	I(0)	Avec trend et intercepte
DLPIB	Non stationnaire	I(1)	Diff. 1 ^{ère} sans trend ni intercepte
DLPIBH	Non stationnaire	I(1)	Diff. 1 ^{ère} sans trend et intercepte
DLTE	Non Stationnaire	I(1)	Diff. 1 ^{ère} avec trend et intercepte

Pour vérifier la stationnarité de nos séries, étape indispensable à l'étude des séries temporelles ou à l'estimation du VAR, nous nous sommes servis du test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), sous l'hypothèse que les séries sont affectées d'une tendance linéaire et que les erreurs sont auto-corrélées (le test portant sur des modèles autorégressifs).

La lecture de ce tableau 1 montre que les 4 variables considérées dans cette étude ont été stationnarisées. Donc, elles peuvent être utilisées dans l'estimation du VAR. L'on trouve que nos variables au départ non stationnaires en niveau, deviennent stationnaires après la première différence et sont intégrées d'ordre 1, sauf pour la balance commerciale (BC) qui est stationnaire en niveau.

Tableau 2.
Test de causalité de Granger

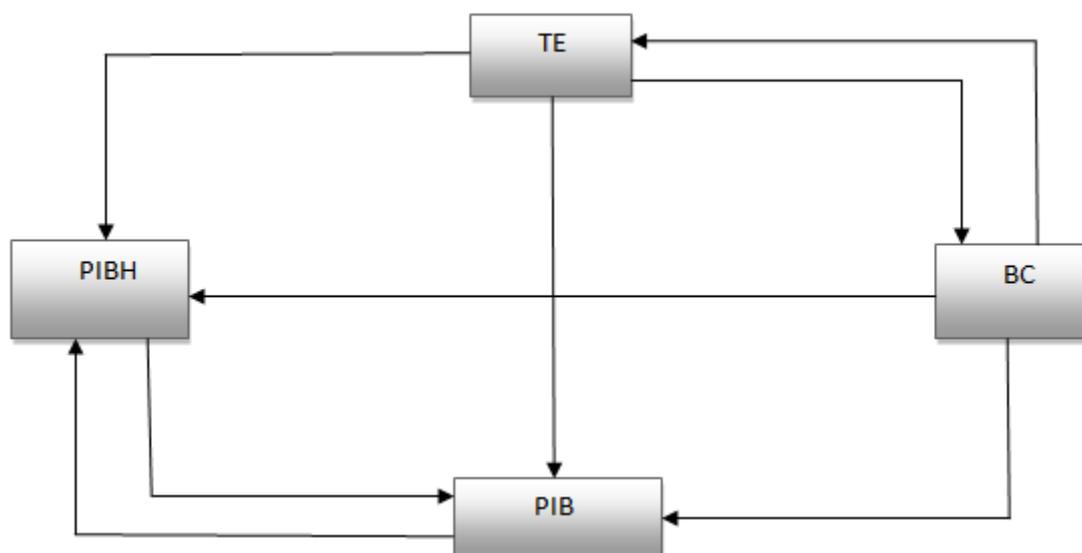
<i>Hypothèse nulle</i>	<i>F-Statistique</i>	<i>Probabilité</i>
LPIB ne cause pas BC	0.51611	0.6059
BC ne cause pas LPIB	4.33904	0.0300
LPIBH ne cause pas BC	0.65074	0.5342
BC ne cause pas LPIBH	2.97777	0.0779
LTE ne cause pas BC	2.87450	0.0841
BC ne cause pas LTE	4.55831	0.0260
LPIBH ne cause pas LPIB	9.54412	0.0017
LPIB ne cause pas LPIBH	6.03831	0.0104
LTE ne cause pas LPIB	4.37094	0.0294
LPIB ne cause pas LTE	0.04567	0.9555
LTE ne cause pas LPIBH	2.79522	0.0892
LPIBH ne cause pas LTE	0.61562	0.5519

Granger a introduit le concept de non causalité en 1969 dans le but de rendre optimal la prévision réalisée au niveau des variables. Ce test se donne comme objectif d'évaluer l'ordre temporel et la capacité de prévision des variables. Elle permet également d'avoir une information sur les liaisons temporelles entre les variables (HAIRAUT, 1995).

Il ressort du test de causalité au sens de Granger ce qui suit :

- Il existe des causalités bidirectionnelles (effet feedback) entre les termes de l'échange et la balance commerciale d'une part, et entre les performances économiques et le PIB per capita d'autre part.
- En outre, les termes de l'échange et la balance commerciale causent les performances économiques à 5%.
- Enfin, le PIB per capita est causé à 10% par les termes de l'échange et la balance commerciale.

Partant des relations de causalité entre les variables ainsi définies, il y a lieu de construire le schéma ci-dessous :



Il apparaît ainsi - si l'on s'en tient aux facteurs explicatifs des performances économiques ainsi qu'aux canaux de transmission de leurs chocs - que ces variables subissent les effets directs des chocs sur la balance commerciale, ces derniers étant le résultat direct des innovations sur les termes de l'échange. Autant dire que toute politique visant à améliorer les termes de l'échange est de nature à influencer directement sur la balance commerciale et ensuite sur les performances économiques par ricochet.

Tableau 3.
Détermination du lag optimal du VAR

<u>Lag</u>	<u>LogL</u>	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	70.26572	NA	2.84e-08	-6.024156	-5.825785	-5.977426
1	120.5326	77.68519*	1.30e-09*	-9.139328*	-8.147471*	-8.905676*

Les tests dans le cadre d'un VAR se concentrent généralement sur la longueur optimale des retards ou la recherche de spécification. Le nombre de décalages optimal est obtenu par la méthode relative à l'utilisation de critères d'information. Celle-ci consistera à la minimisation de la valeur des critères AIC (Akaike Information Criterion) et SC (Schwarz Criterion) dans l'estimation.

Ce tableau 3 nous montre que ces critères sont minimisés au deuxième décalage. Selon le critère de parcimonie, nous choisissons le modèle qui contient le moins de paramètre possible : c'est le modèle VAR qui aura le plus faible décalage. C'est le modèle estimé avec 1 décalage, soit $p = 1$, on a donc un VAR (1).

3 Estimations du modèle d'analyse

Pour estimer nos deux équations (4) et (5), nous appliquons la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) ou OLS en anglais. Les résultats empiriques résumés dans le tableau 4 ont été estimés au travers le logiciel Eviews 10 à l'aide d'un modèle VAR (1) non restreint. Les résultats des estimations de ces deux modèles d'analyse se présentent comme suit :

Tableau 4.
Résultats des estimations du modèle VAR

<i>Variable Dépendante</i>	<i>Modèle 1</i>	<i>Modèle 2</i>
	<i>BC</i>	<i>PIB</i>
BC(-1)	0.401122 (0.22420) [1.78913]	-0.007204 (0.00224) [-3.21255]
DLTE(-1)	-6.482572 (5.76324) [-1.12481]	0.023038 (0.05764) [0.39966]
DLPIB(-1)	53.89834 (415.603) [0.12969]	2.836472 (4.15676) [0.68238]
DLPIBH(-1)	55.64361 (450.760) [-0.12344]	2.071306 (4.50840) [-0.45943]
C	-2.168614 (1.12835) [-1.92193]	-0.030194 (0.01129) [-2.67545]
R^2	<i>0.724810</i>	<i>0.926356</i>

MODELE 1

Ce tableau présente le résultat de notre régression à l'aide d'un VAR 1 non restreint. En effet, le pouvoir explicatif du modèle est élevé avec un coefficient de détermination de 0,724, ceci veut dire que 72,4% des fluctuations de la balance commerciale sont expliquées par les variables exogènes du modèle.

Il sied de remarquer que parmi les variables retenues dans notre modèle, deux sont significatives notamment la performance économique et le PIB par tête. En effet, les variables "Performances économiques" et "PIB par tête" agissent positivement sur la balance commerciale d'une manière significative au seuil de 1%. Ceci s'explique par le fait que la production locale non consommée à l'intérieur du pays sera exportée au reste du monde. Cette exportation augmente l'indice des termes de l'échange qui à son tour augmentera la balance commerciale du pays. Ces résultats sont similaires aux résultats trouvés par Arnold Harberger (1950), Laursen - Metzler (1950), Obstfeld (1982), Svensson - Razin (1983), Persson - Svensson (1985), Otto (2003) qui ont démontré que la production intérieure influence positivement la balance commerciale. Enfin, les termes de l'échange n'ont presque pas d'influence significative et agissent négativement sur la balance commerciale. Cela se traduit par le fait que l'économie du pays est fortement extravertie c'est-à-dire fortement dépendante de l'extérieur, ce qui augmente l'indice des importations au dénominateur, baisse celui des exportations au numérateur et ce qui baisse toutes choses restantes égale par ailleurs l'indice des termes de l'échange.

Ces résultats corroborent avec ce qu'avait trouvé Sachs (1981) pour les pays de l'OPEP et les PMA et sont contraires à ce que les autres études empiriques ont trouvé. Harberger (1950), Laursen - Metzler (1950), Backus (1982) ; Otto (2003) ont démontré que les termes de l'échange

influence positivement la balance commerciale.

MODELE 2

Pour ce deuxième modèle, lorsqu'il arrive de voir la manière dont ces mêmes variables influencent la performance économique, on trouve que le modèle reste avec les mêmes caractéristiques ; pouvoir explicatif élevé, 92,6% des fluctuations de la performance économique sont expliquées par les variables exogènes du modèle. Mais alors, les variables qui influencent la performance économique sont la balance commerciale (de manière significative), le revenu de la population (PIBH) mais aussi les termes de l'échange.

En effet, le PIBH influence positivement les performances économiques au seuil de 1%. Cela veut dire que plus le revenu de la population augmente, plus l'économie sera performante.

Enfin, pour ce qui est de la variable termes de l'échange, elle influence positivement les performances économiques. Cela veut dire que plus l'indice des termes de l'échange augmente, notamment en favorisant les exportations, plus l'économie sera performante. Ce qui nous pousse à conclure que les termes de l'échange constituent l'une des principales sources de changement de niveau de vie en République Démocratique du Congo.

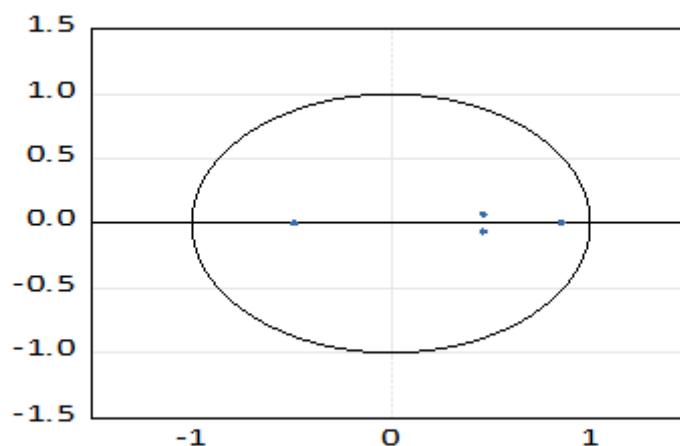
Ces résultats sont en harmonie avec ceux trouvés dans la littérature, notamment les travaux de Harberger (1950); Laursen - Metzler (1950); Obstfeld (1982); Svensson - Razin (1983); Persson - Svensson (1985); Backus et al. (1992, 1994); Mendoza (1992, 1995); Otto (2003).

Tableau 5.
Résultats des tests de robustesse du modèle VAR

<i>Hypothèse du test</i>	<i>Tests</i>	<i>Probabilité</i>
Autocorrélation	LM test	0.4058
Hétéroscédasticité	test de White	0.4524
Normalité	Jarque – Bera	0.4659

Le tableau 5 nous renseigne les différents tests de stabilité de notre modèle (tests sur le résidu). L'hypothèse nulle est acceptée pour tous ces tests (probabilité > 5%), notre modèle est ainsi validé statistiquement.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



La stabilité du VAR (sa robustesse) est une condition sine qua none à l'étude des réponses impulsionnelles, ces tests nous permettent de confirmer que les réponses impulsionnelles vont décroître avec le temps. Au regard des nos résultats, il est trouvé que les racines caractéristiques du polynôme des retards associé à notre VAR estimé sont à l'intérieur du cercle unité du plan complexe (corridor en cercle). D'où, il revient à conclure sur la stabilité du VAR estimé.

4 Analyse dynamique du VAR

4.1 Analyse des fonctions des réponses impulsionnelles

L'analyse impulsionnelle permet d'expliquer les contributions des chocs structurels d'une des variables sur les autres variables du système. Les figures en annexe retracent les réponses à des chocs sur les résidus des variables étudiées. On va s'intéresser aux effets du choc sur dix années et il représente le délai nécessaire pour que les variables retrouvent leurs niveaux de long terme. Partant des résultats (Cfr graphiques sur les fonctions des réponses impulsionnelles en annexe), il est à constater que :

- Un choc sur le secteur extérieur en termes d'une dépréciation des termes de l'échange se traduit par une dévaluation de la balance commerciale pour la première année, et n'a presque aucune influence significative sur les performances économiques. Au cours de la deuxième année les termes de l'échange influencent positivement la balance commerciale et les performances économiques. Ce même phénomène continue jusqu'à la quatrième année et s'annule à la cinquième année.

En bref nous pouvons dire qu'une innovation négative sur les termes de l'échange à l'année t baissera la balance commerciale à l'année $t+1$ et son augmentation au cours de la deuxième année aura un impact positif sur la balance commerciale et les performances économiques.

- Un choc sur le secteur réel en termes d'une baisse de revenu de la population se traduit par une dépréciation de la balance commerciale et des performances économiques au cours de la première année et ensuite n'a plus aucun effet après la troisième année sur les termes de l'échange. Cet effet s'annule au cours de la neuvième année.

- L'analyse des chocs sur la performance économique lorsque la balance commerciale varie de manière négative, indique qu'il n'y a une influence négative mais non significative sur les performances économiques.

- Enfin, la variation négative de la production intérieure, indique qu'il y a une influence négative sur la balance commerciale et ce phénomène s'arrête à la fin de la quatrième année. A partir de la cinquième année, l'influence devient positive sur la balance commerciale jusqu'au début de la dixième année.

4.2 Décomposition de la variance de l'erreur de prévision

Les fonctions des réponses impulsionnelles peuvent être complétées par une analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision qui n'est rien d'autre que son analyse chiffrée (en %).

L'objectif est de calculer la contribution de chacune des innovations à la variance de l'erreur en pourcentage. Quand une innovation explique une part importante de la variance de l'erreur de prévision, nous en déduisons que l'économie étudiée est très sensible aux chocs affectant cette série. Les résultats à l'étude de la décomposition de la variance sont reportés en annexe.

Il sera question de saisir le poids des chocs sur les innovations des variables termes de l'échange

et PIB par tête dans la variabilité de l'erreur de prévision des performances économiques et la balance commerciale. Partant des résultats sur la décomposition de la variance⁸ (Cfr annexe), il apparaît que les variances de l'erreur de prévision de la balance commerciale et des performances économiques sont expliquées par leurs propres innovations à 93,3% et 38,9% respectivement, ainsi que celles des variables termes de l'échange et PIB par tête à 6,65% et 0,035% pour la balance commerciale et 4,68% et 0,19% pour les performances économiques respectivement. Par ailleurs, partant des résultats nous pouvons dire que la variable termes de l'échange est systématiquement plus explicative dans la variabilité de la balance commerciale et des performances économiques, contrairement à la variable PIB par tête.

Conclusion

Ce papier s'est proposé d'analyser et de tester empiriquement la relation entre les termes de l'échange et la balance commerciale et celle entre les termes de l'échange et les performances économiques. En d'autres termes, il a été question de mesurer la résilience économique à partir des différentes fluctuations des termes de l'échange en République démocratique du Congo (RDC) durant la période 1994 - 2017. Pour documenter ces interactions, nous avons utilisé deux modèles VAR et appliqué le test de causalité de Granger (1969) sur données de la République Démocratique du Congo.

Les résultats d'estimation et de causalité prédisent, d'une part, une relation négative statistiquement non significative et une causalité bidirectionnelle (effet feedback) entre les termes de l'échange et la balance commerciale. Cela se traduit par le fait que l'économie du pays est fortement extravertie, ce qui augmente par ailleurs l'indice des importations au dénominateur, baisse celui des exportations au numérateur et cela déprécie toutes choses restantes égales par ailleurs l'indice des termes de l'échange. Ces résultats corroborent avec ce qu'avait trouvé Jeffrey Sachs (1981).

Et d'autre part, un impact positif et une causalité unidirectionnelle entre les termes de l'échange et les performances économiques. Cela veut dire que plus l'indice des termes de l'échange augmente, notamment en augmentant les exportations, plus l'économie sera performante. Ce qui nous pousse à conclure que les termes de l'échange constituent l'une des principales sources de changement de niveau de vie en République Démocratique du Congo. Ces résultats sont en harmonie avec ceux trouvés dans la littérature, notamment les travaux de Harberger (1950); Laursen - Metzler (1950); Obstfeld (1982); Svensson - Razin (1983); Persson - Svensson (1985); Backus et al. (1992, 1994); Mendoza (1992, 1995); Otto (2003) et nous ont permis de préciser le débat sur la relation entre termes de l'échange, balance commerciale et performances économiques.

Enfin, suivant nos résultats, nous pouvons conclure que l'effet HLM n'est pas totalement vérifié en RDC en ce sens que les termes de l'échange influencent négativement la balance commerciale suite à la forte dépendance de notre économie vers l'extérieur mais ils arrivent au moins à influencer positivement les performances économiques en RDC.

Références

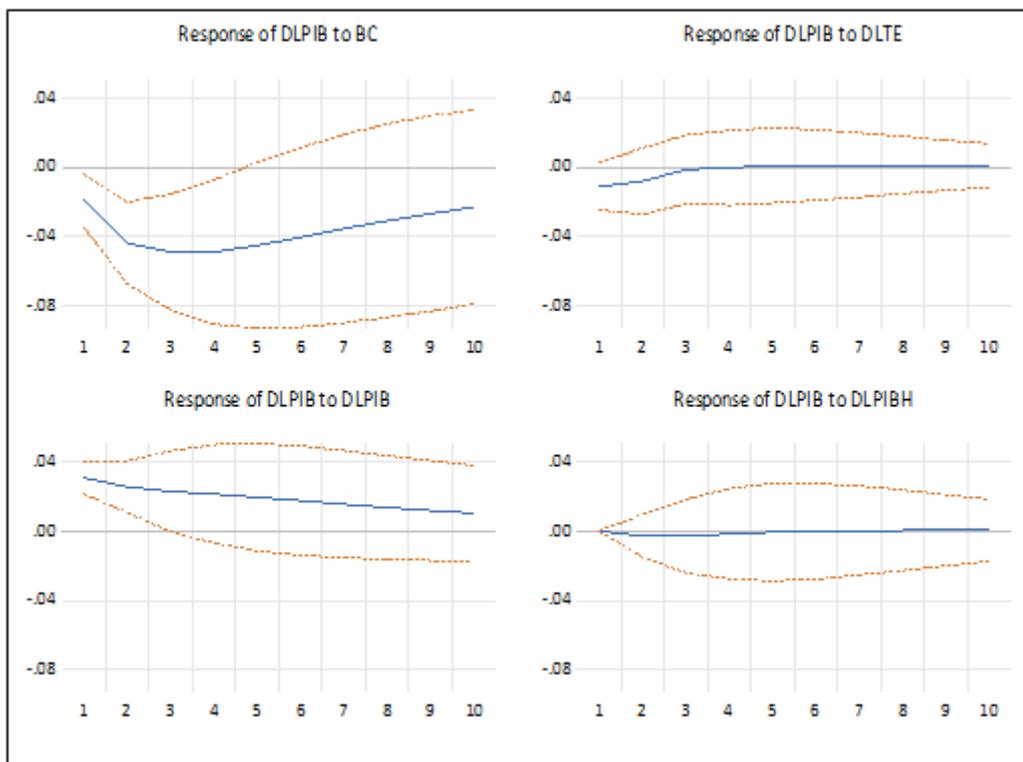
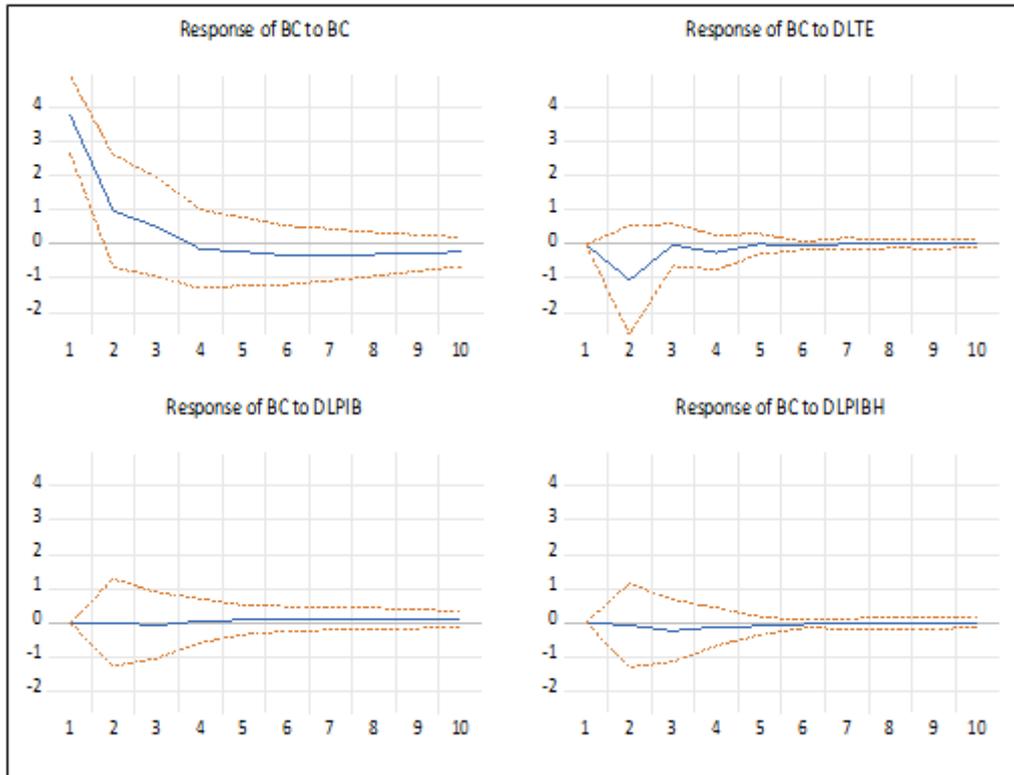
- [1] Backus, D.K., Kehoe, P.J., et Kydland, F., 1994. "Dynamics of the trade balance and the terms of trade : The j-curve?" *American Economic Review*, 84(1) : 84–103.
- [2] Backus, D.K., et Kydland, F., 1992. "International real business cycles". *Journal of Political Economy*, 100 : 745–775.

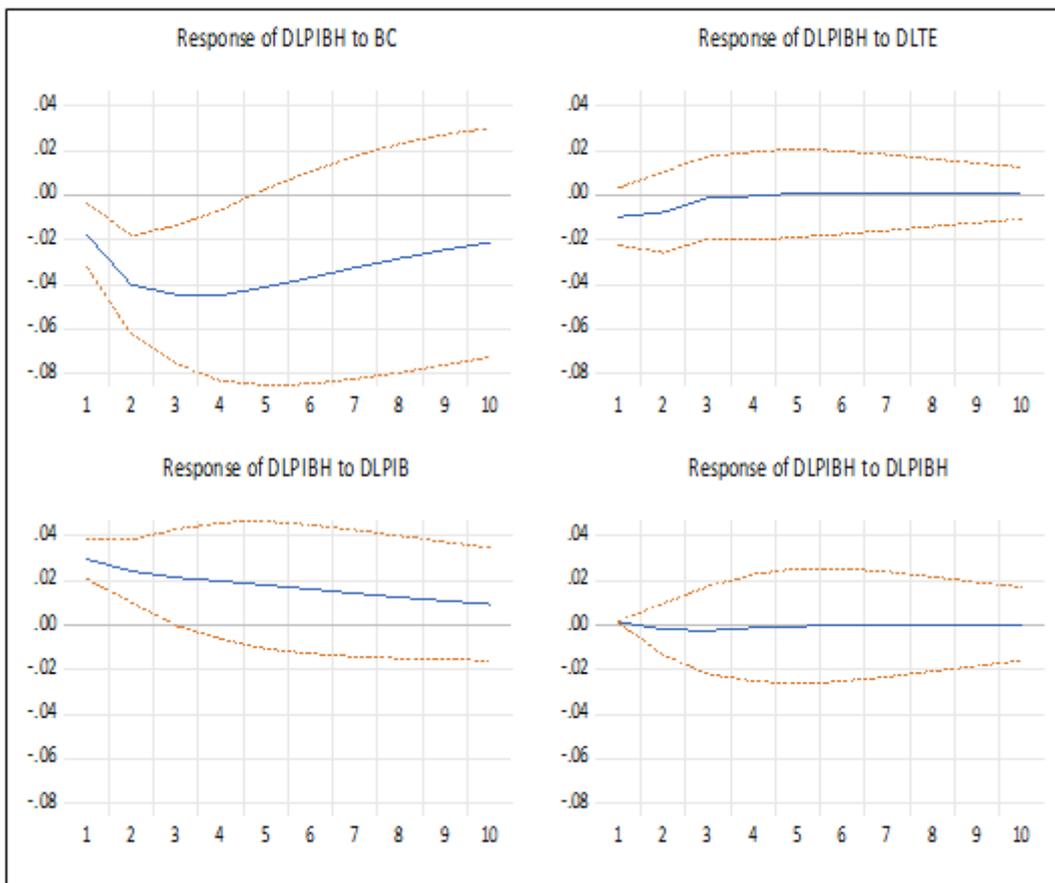
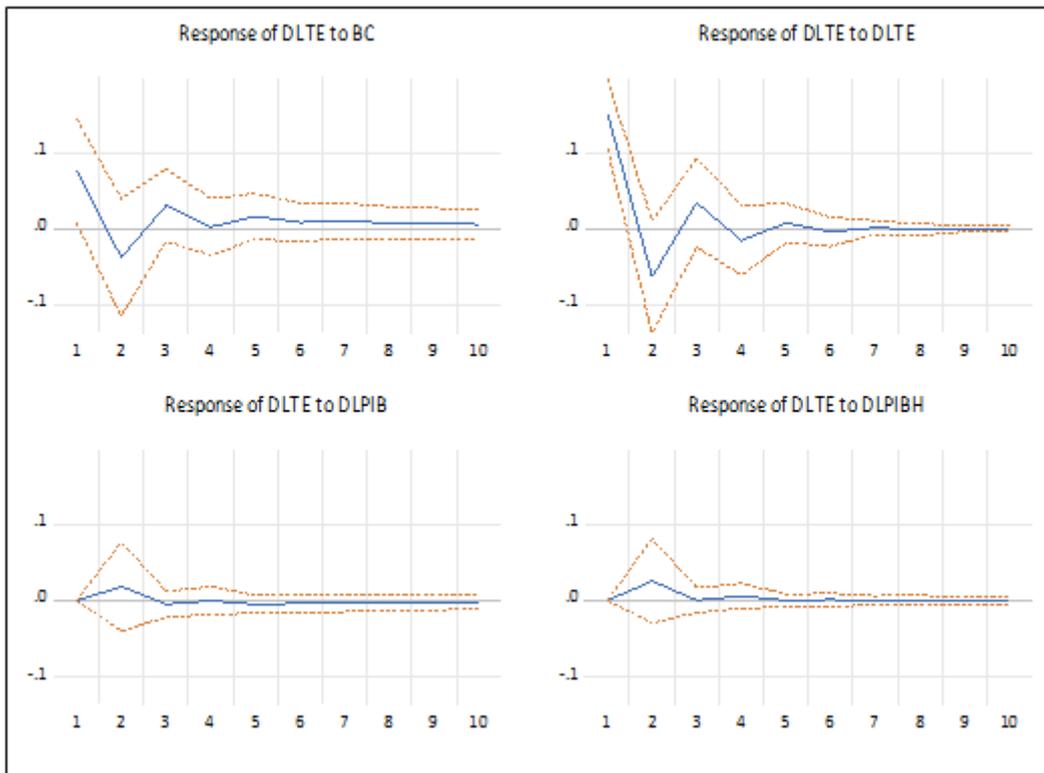
8. On ne s'intéresse qu'à la balance commerciale et aux performances économiques, conformément à notre objectif et à la question de recherche.

- [3] Banque Mondiale, 2018. "World Development Indicateur".
- [4] BCC [Banque Centrale du Congo], "Rapports annuels", 2000, 2003, 2007, 2009, 2012, 2016, 2018.
- [5] Bourbonnais, Régis., 2015. "ECONOMETRIE. Cours et exercices corrigés". *9eme édition DUNOD*, Paris.
- [6] Cashin, Paul et McDermott, J.C., 2002. "Terms of trade shocks and the current account : Evidence from five industrial countries". *Open Economies Review*, 13(3) : 219–35.
- [7] Collier, Paul, 2000. "Ethnicity, politics et economic performance". *Economics and Politics*, 12(3) : 225–245.
- [8] Collier, Paul et Hoeffler, Anke, 2004. "Aid, policy and growth in post-conflict societies". *European Economic Review*, 48(5) : 1125–1145.
- [9] Dickey, David et Fuller, wayne, 1979. "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, 74(366) : 427–431.
- [10] Diwabuena, Josué et Boketsu, Jean-paul, 2019. "Politique budgétaire et performance macroéconomique en République Démocratique du Congo". *Revue Congo Challenge*, 1(2) : 202–235.
- [11] Dornbusch, Rudiger et Krugman, Paul, 1976. "Flexible exchange rates in the short run". *Brookings papers on Economic Activity*.
- [12] Eicher, T.S., Schubert, S.F., et Turnovsky, S.J., 2006. "Dynamic effects of terms of trade shocks : The impact on debt and growth". *Ifo Institute at the Ludwig - Maximilians - Universitat Munchen*.
- [13] Granger, C.W.J., 1969. "Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods". *Econometrica*, 424–438.
- [14] Harberger, Arnold, 1950. "Currency depreciation, income and the balance of trade". *Journal of Political Economy*, 58 : 47–60.
- [15] Jacquet, P., Atlani, A. et Lisser, M., 2018. "Quelles politiques pour répondre aux chocs des termes de l'échange?". *Revue d'économie du développement*, 26(2) : 51–82.
- [16] Kabeya Tshikuku, 2012. "L'Economie des pays en développement : le sous - développement congolais". *IRES/SHILOANGO*, Kinshasa 24.
- [17] Kabuya Kalala et Tsasa, Jean-Paul, K., 2018. "Macroéconomie : Fondements, Microfondements et Politiques". *Editions Hermann*.
- [18] Kibala, Jonas, 2018. "Le modele var structurel : Eléments de théorie et pratique sur logiciels". *HAL : archives - ouvertes.fr*, 61p.
- [19] Laursen, S. et Metzler, L.A., 1950. "Flexible exchange rates and the theory of employment". *Review of Economics and Statistics*, 32(4) : 281–99.
- [20] Malizard, Julien., 2014. "Dépenses militaires et croissance économique dans un contexte non linéaire". *Revue économique*, 65(3) : 601–618.
- [21] Mendoza, E.G., 1992. "The terms of trade and economic fluctuations". *International Monetary Fund*. Working paper no. WP/92/98.
- [22] Mendoza, E.G., 1995. "The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuation". *International Economic Review*, 36 : 101–137.
- [23] Mukand, Sharun et Rodrick, Dani, 2005. "In search of the holy grail : Policy convergence, experimentation, and economic performance". *The American Economic Review*, 95(1) : 374–383.
- [24] Obstfeld, M., 1982. "Aggregate spending and the terms of trade : Is there a laursen - metzler effect ?" *Quartely journal of Economics*, 97(2) : 251–70.

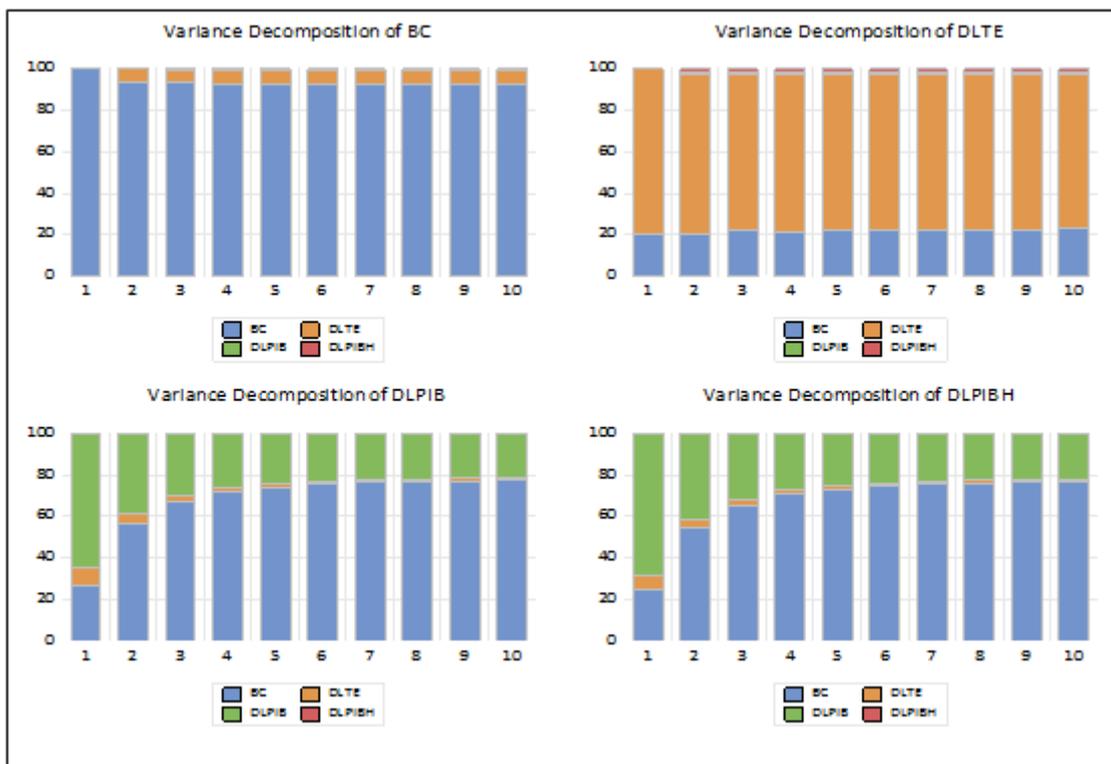
- [25] Otto, G., 2003. "Terms of trade shocks and the balance of trade : there is a harberger - laursen - metzler effect". *Journal of International Money and Finance*, 22 : 155–184.
- [26] Prebisch, Raoul, 1959. "International trade and payments in an era of coexistence : Commercial policy in the underdeveloped countries". *American Economic Review*, 49 : 251–73.
- [27] Sachs, Jeffrey, D., 1981. "The current account and macroeconomic adjustment in the 1970". *Brookings Papers on Economic Activity*, (1) : 201–82.
- [28] Simon, Olivier, 2010. "Mesure des performances
- [29] Singer, H., 1987. "Terms of trade and economic development". in *The new Palgrave : a Dictionary of Economics*, London.
- [30] Stiglitz, Joseph, Sen, Armatya et Fitoussi, Jean-Paul, 2009. "Vers de nouveaux systemes de mesure". *Odile Jacob*, 426.
- [31] Svensson, L., et Persson, T., 1985. "Current account dynamics and the terms of trade : Harberger - laursen - metzler two generations later". *Journal of Political Economy*, 93 : 43–65.
- [32] Svensson, L., et Razin, A., 1983. "The terms of trade and the current account : The harberger - laursen - metzler effect". *Journal of Political Economy*, 91(1) : 97–125.
- [33] Tsasa, Jean-Paul, K., 2018. "Guerres civiles, dépenses militaires et performances économiques". *L'Actualité économique Revue d'analyse économique*, Société Canadienne de Science Economique.
- [34] Varangis, P., Satyanarayan, S., et Thigpen, E., 1995. "Hedging cotton price risk in francophone african countries". *Rivista Internazionale di Scienze Economiche e commerciali*, 3(Mai) : 189–201.
- [35] Zahid, Syed, A., et Anwar, Sajid, 2018. "Anticipated versus unanticipated terms of trade shocks and the j-curve phenomenon". *Journal of International Money and Finance*, 81(Mars) : 47.

ANNEXE 1 : Fonction des réponses impulsionnelles





ANNEXE 2 : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision



ANNEXE 3 : Décomposition Historique

